

ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ, СИСТЕМНИЙ АНАЛІЗ ТА КЕРУВАННЯ

УДК 004.75

П.П. Маслянюк, А.В. Рябушенко

СТВОРЕННЯ КОМПОНЕНТА СТРАТЕГІЧНОГО ПЛАНУВАННЯ СИСТЕМИ УПРАВЛІННЯ ФІНАНСОВО-ІНВЕСТИЦІЙНОЮ ДІЯЛЬНІСТЮ

Вступ

Розвиток фінансово-інвестиційної діяльності в Україні диктує сьогодні вимоги про створення систем управління фінансово-інвестиційною діяльністю. Зокрема, у працях [1–3] пропонується і досліджується ідея застосування прикладного системного аналізу для інформатизації систем управління фінансово-інвестиційною діяльністю. Застосування цих теоретичних положень до створення систем фінансово-інвестиційної сфери дає змогу істотно підняти ефективність бізнесу прискоренням процесу прийняття інвестиційних рішень, зниженням ризиків та зменшенням повної вартості володіння.

У публікаціях [1, 4] запропоновано компонентну модель системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю, яка складається з таких компонентів: портал, оптимізація інвестиційного портфеля, управління ризиками, прогнозування, оцінка вартості похідних фінансових інструментів, сек'юритизація, алгоритмічний трейдинг, арбітраж, статистичний арбітраж, фінансова інженерія, інформаційні ресурси, обчислювальні ресурси.

У даній статті автори пропонують вдосконалити систему введенням нового компонента, який відповідає за стратегічне планування.

Реалізація компонента стратегічного планування базується на статистичних моделях аналізу доходності та волатильності і є надзвичайно актуальною проблемою для підвищення ефективності функціонування систем управління фінансово-інвестиційною діяльністю на різних фінансових ринках та в різних ринкових умовах.

Постановка задачі

Мета статті полягає в аналізі статистичних характеристик основних показників фондового ринку:

- визначення адекватності математичних моделей динамічного представлення фондового ринку України для проектування компонента планування стратегії поведінки системи;

- встановлення необхідних характеристик фондового ринку, які має моделювати система управління фінансово-інвестиційною діяльністю;

- знаходження відмінностей саме українського фондового ринку порівняно із світовими фондовими ринками; аналіз можливостей застосування загальнозживаних моделей, розроблених для розвинутих ринків, на українському фондовому ринку.

Об'єкт дослідження — математичні моделі систем управління фінансово-інвестиційною діяльністю.

Предмет дослідження — статистичні методи дослідження фінансових часових рядів.

Компонентна модель системи управління в нотатції UML

Компонентна модель системи в нотатції UML наведена на рис. 1. Компонент стратегічного планування надає інтерфейс користувача через портал системи. Автори пропонують його реалізацію таким чином, щоб для інших компонентів було невідомо про його існування. Всі ж інші компоненти, крім порталу, працюють у штатному режимі. Насправді, вони можуть працювати у штучно створених компонентом стратегічного планування умовах, які моделюють певний тип ринків. Залежно від результатів доходності у штучних умовах приймаються або відхиляються ті чи інші рішення про вихід на той або інший ринок.

Джерела даних, використаних у дослідженні

В Україні функціонують на постійній основі близько десяти фондових бірж. Перша фондова торговельна система (ПФТС) є однією з найбільших фондових бірж України. Індекс ПФТС набув статус основного показника стану українського фондового ринку. Дані котирувань і угод, починаючи з першого дня заснування ПФТС, були надані компанією КУА "Кінто". Ця інформація знаходиться у вільному доступі на їх веб-сайті (<http://kinto.com/eng/research/marketupdate/quotes.html>). Дані індексу New-York Stock Exchange (NYSE) за той самий період, що і для індексу ПФТС, були взяті на сайті Yahoo! Finance (<http://finance.yahoo.com>).

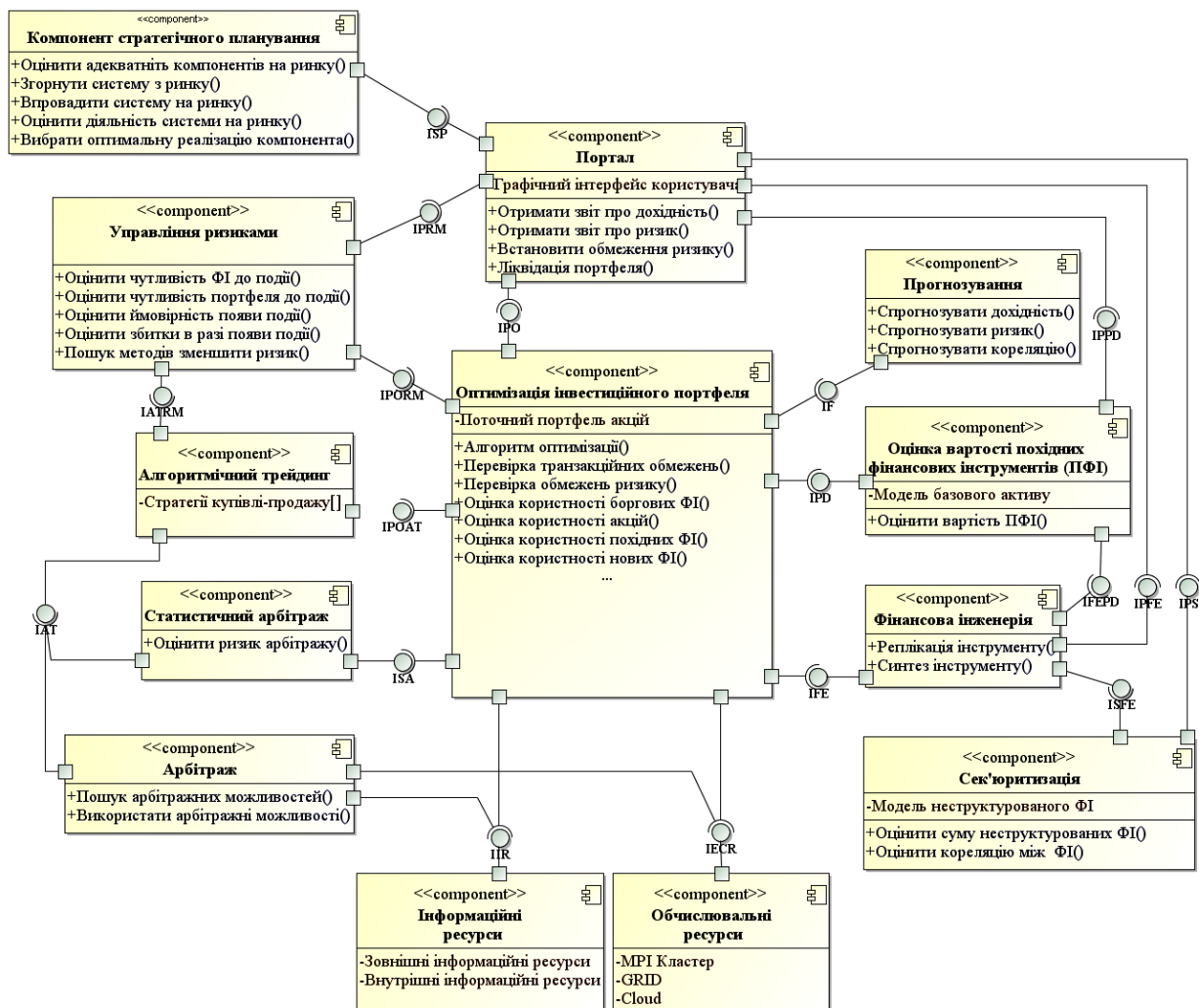


Рис. 1. Компонентна модель системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю в нотатії UML

У даній статті розглядається період котирування індексу ПФТС і NYSE з 03.10.1997 по 20.07.2009. Перед аналізом отримані дані котирувань попередньо оброблялись. У вхідних даних окремі значення індексу ПФТС були пропущені. Для того щоб не порушувалась регулярність часового ряду, ці пропущені значення інтерпольовано кубічним сплайном.

Аналіз доходності фондового ринку України

Індекс котирувань ПФТС, практично за весь період її існування, наведено на рис. 2.

З рисунка видно, що індекс ПФТС значно виріс у період з 2005 по 2008 р., особливо в 2007 р. За 2007 рік індекс ПФТС збільшився з 497,66 до 1174,02 пунктів, що принесло інвесторам доходність в 135 %. Але не менш стрім-

ким було його падіння в 2008 р. Воно досягло 858,92 пунктів, що становило 74 %.

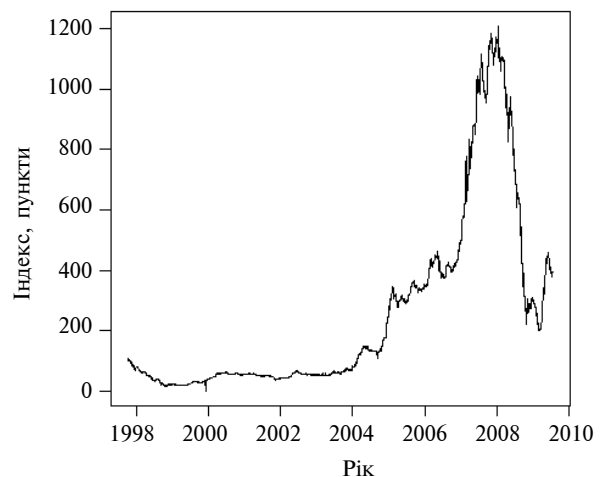


Рис. 2. Індекс ПФТС з першого дня заснування

Доходність ПФТС за весь період її діяльності порівняно з NYSE показана на рис. 3, де видно, що доходність на біржі ПФТС має набагато більшу амплітуду коливань. Значне зростання дисперсії в 2009 р. як ПФТС, так і NYSE чітко вказує на фінансову кризу, ріст невизначеності під час кризи відобразився у збільшенні дисперсії. Також видно, що дисперсія доходності постійно змінюється як у ПФТС (а), так і в NYSE (б). З цього випливає, що дисперсія є мірою ризику при інвестуванні, і тому необхідно враховувати дані зміни під час оптимізації портфеля акцій. Однак класична модель Марковіца [5] їх не враховує, а тому автори пропонують використовувати узагальнену модель, розглянуту в [1]. Також загально-вживана модель оцінки вартості опціонів Блека–Шоулза [6] базується на припущенні, що дисперсія є константою і не змінюється з часом, а таке припущення помітно зменшує точ-

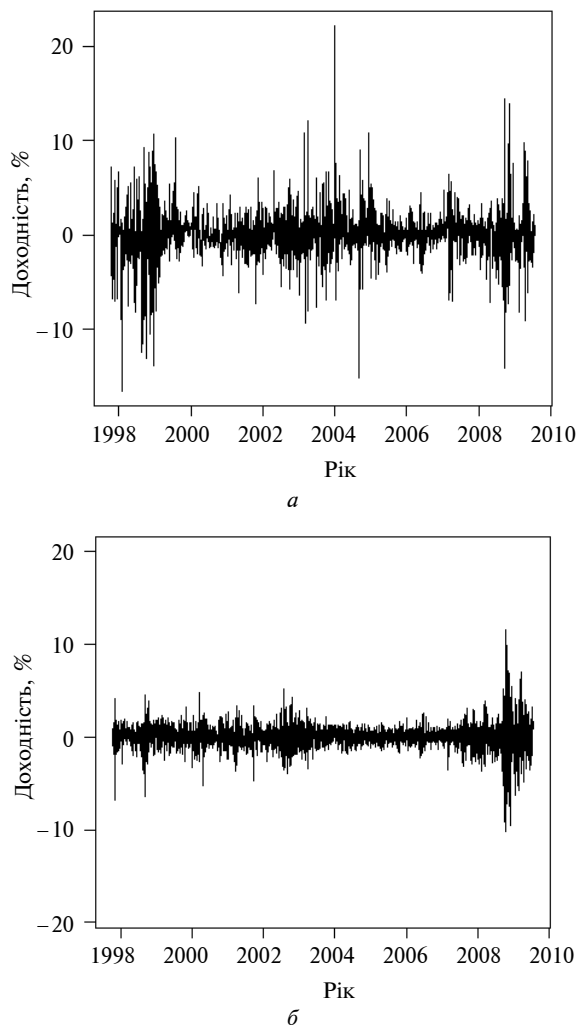


Рис. 3. Доходність ПФТС порівняно з NYSE

ність оцінки вартості опціону, особливо на українському ринку, де дисперсія може змінюватися у значних межах.

Аналіз доходності із застосуванням автокореляційних функцій. Автокореляційна функція (АКФ) і частково автокореляційна функція (ЧАКФ) часового ряду доходності ПФТС наведена на рис. 4 [7]. Автокореляційна функція стаціонарної стохастичної величини вимірює кореляцію часового ряду із затриманим часовим рядом (а). Частково автокореляційна функція також вимірює кореляцію із затриманим часовим рядом, але з виділеними проміжними кореляціями (б). Ці дві функції дають змогу досліднику визначити порядок ARMA-процесу (Autoregressive Moving Average) [7].

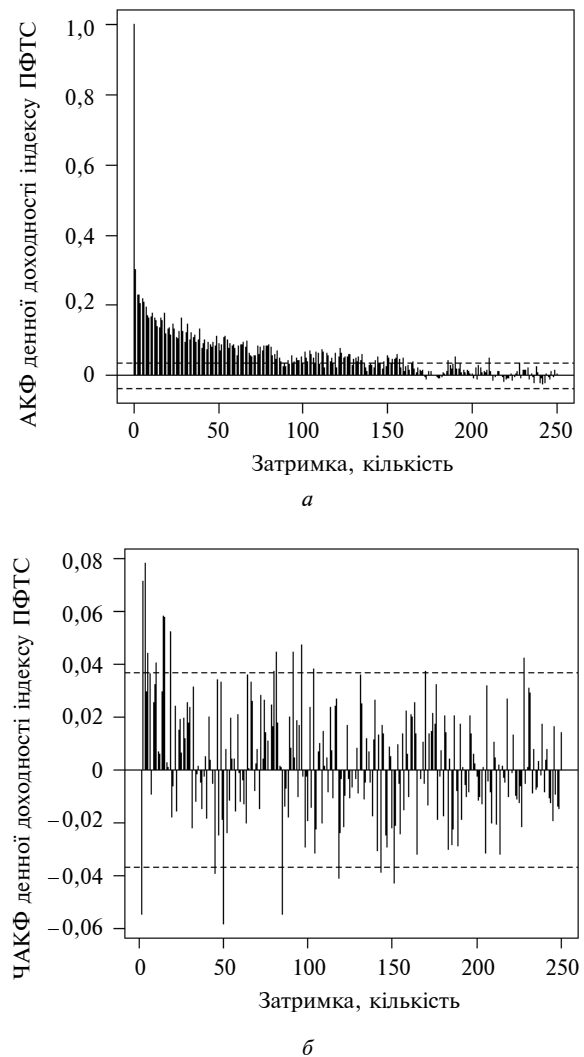


Рис. 4. АКФ і ЧАКФ денної доходності індексу ПФТС

Традиційні ARMA-процеси мають короткострокову пам'ять, в тому розумінні, що ав-

токореляційна функція спадає експоненційно. У процесі з довгостроковою пам'яттю АКФ спадає повільніше — настільки повільніше, що сума автокореляцій перестає бути скінченною величиною. Це призводить до того, що порядок ARMA-процесу робиться нескінченно великим. З рис. 4 видно, що АКФ доходності ПФТС статистично не дорівнює нулю (це показано на рисунку пунктиром) навіть після 150-ти затримок. Те ж саме стосується і ЧАКФ — навіть після 230-ти затримок ЧАКФ не дорівнює нулю.

Отже, можна зробити висновок, що доходність ПФТС — це процес з довгостроковою пам'яттю і його не можна моделювати традиційним ARMA-процесом. Необхідно використовувати такі статистичні моделі, які б змогли врахувати довгострокову пам'ять. Одним із класів таких моделей є фрактальні моделі ARFIMA (Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average) [8, 9].

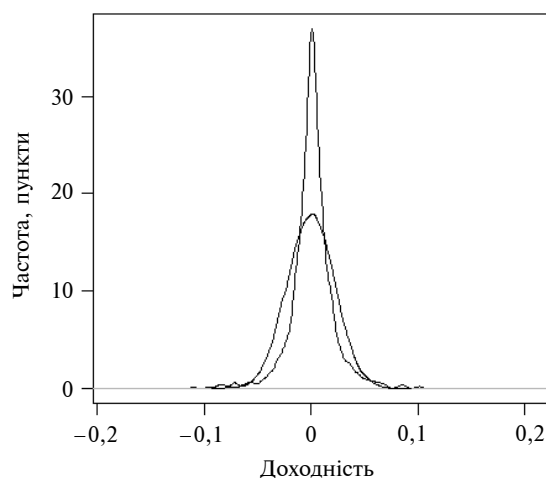


Рис. 5. Оцінена функція щільності ймовірності доходності на ринку ПФТС порівняно з нормальним розподілом

Аналіз щільності розподілу доходності. Більшість загальноживаних методів оцінки ризиків і вартості опціонів базується на припущенні, що доходність акцій розподілена нормально. Необхідно перевірити, чи виконується дане припущення на біржі ПФТС. Для цього функція щільності ймовірності доходності на ринку ПФТС була оцінена за допомогою ядерного оцінювача щільності ймовірності KDE (Kernel Density Estimator) [10]. Результати оцінки наведено на рис. 5 разом із нормальним розподілом з тим самим значенням математичного сподівання та дисперсії, що і в доходності ПФТС. З

рис. 5 видно, що щільність ймовірності індексу ПФТС відрізняється від нормального розподілу: хвости функції значно товстіші, ніж у нормальному розподілі, а пік вищий.

Більш достовірну оцінку наближення щільності ймовірності до нормальної дають статистичні тести на відповідність щільності нормальному закону. В дослідженні використані чотири загальноживані статистичні тести:

- тест Колмогорова—Смірнова;
- тест Шапіро—Вілкса [11];
- тест Жарка—Бера [12];
- тест д'Августіно [13].

Результати застосування всіх чотирьох тестів свідчать (табл. 1) про те, що ймовірність прийняття нульової гіпотези, тобто того, що випадкова величина доходності є нормально розподіленою, менша, ніж $2,2 \cdot 10^{-16}$. Тому можна відхилити нульову гіпотезу про нормальний розподіл.

Таблиця 1. Результати впливу статистичних тестів на нормальну функцію щільності ймовірності доходності

Тест	Статистика	Значення
Колмогорова—Смірнова	0,4662	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$
Шапіро—Вілкса	0,8651	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$
Жарка—Бера	12819	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$
Д'Августіно	574,8643 (омнібус)	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$
	-10,3011 (асиметрія)	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$
	21,6507 (експес)	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$

Отже, можна зробити висновок, що доходність індексу ПФТС має статистичний розподіл, відмінний від нормального, а це значно ускладнює моделювання процесів на фондовому ринку України. Крім того, потрібно врахувати, що дисперсія, за означенням, дорівнює

$$\int_{-\infty}^{+\infty} (x^2 - \mu) f(x) dx,$$

де x — випадкова величина; $f(x)$ — функція щільності ймовірності; μ — математичне сподівання x . І такий інтеграл — не обов'язково збіжний, тому і дисперсія — не обов'язково скінченна величина. Товсті хвости є ознакою

нескінченної дисперсії. Нескінченна ж дисперсія призводить до того, що більшість моделей оцінки опціонів та оптимізації портфелів акцій не можна використовувати взагалі. В цьому випадку необхідно провести подальші дослідження збіжності дисперсії.

Аналіз фрактальних характеристик доходності. На рис. 6 наведено оцінку експоненти Херста (H) доходності індексу ПФТС [14], яка визначається кутом нахилу прямої апроксимації логарифма АКФ. Експонента Херста вимірює порядок довгострокової пам'яті процесу і є мірою фрактальної розмірності часового ряду. Якщо $H = 0,5$, то доходність ПФТС не має довгострокової пам'яті, а якщо $0,5 < H < 1$, то доходність ПФТС – це процес з довгостроковою пам'яттю. Ми встановили, що при значенні експоненти Херста, яка дорівнює 0,76, можна однозначно стверджувати, що індекс ПФТС має довгострокову пам'ять.

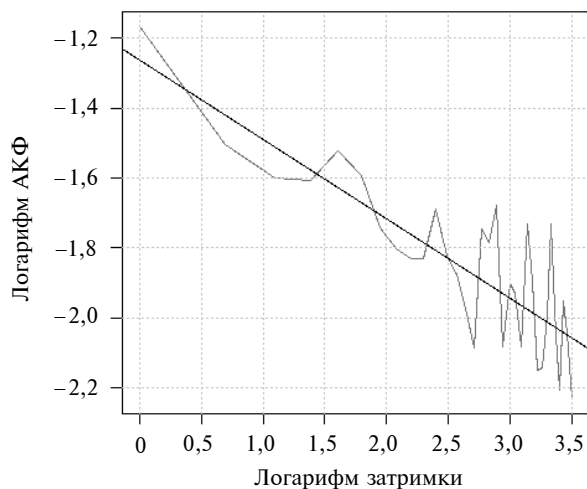


Рис. 6. Оцінка експоненти Херста доходності індексу ПФТС

Було виявлено дві фрактальні властивості доходності індексу ПФТС: довгострокову пам'ять та ненормальний статистичний розподіл з товстими хвостами. Для того щоб встановити, чи змінюється порядок довгострокової пам'яті з часом на ринку ПФТС, часовий ряд доходності розкладався на блоки по два роки кожний. Експоненту Херста було встановлено для кожного блоку. Результати наведено в табл. 2. З цієї таблиці видно, що експонента Херста індексу ПФТС значно змінюється з часом на відміну від індексу NYSE. Тому необхідна саме мультифрактальна модель, яка змогла б врахувати зміну порядку довгострокової пам'яті з часом.

Як таку модель ми пропонуємо використовувати мультифрактальну модель з марківським перемиканням режимів, яка вперше була введена Калветом і Фішером [15, 16].

Таблиця 2. Оцінка експоненти Херста доходності ПФТС, розкладеної по два роки порівняно з доходністю NYSE

Період	Експонента Херста для доходності ПФТС	Експонента Херста для доходності NYSE
10.10.1997–31.12.1998	0,6625	0,6728
01.01.1999–31.12.2000	0,8463	0,6025
01.01.2001–31.12.2002	0,5497	0,6967
01.01.2003–31.12.2004	0,7139	0,6561
01.01.2005–31.12.2006	0,7241	0,6246
01.01.2007–31.12.2008	0,8624	0,6711
01.01.2008–20.07.2009	0,6833	0,5974

Перевірка на наявність випадкових блукань у доходності. На розвинутих ефективних ринках прийнято вважати, що доходність є неперіодичним випадковим процесом, оскільки на ефективному ринку ціна фінансового інструменту повністю відображає всю наявну інформацію на момент котирування. Саме тому переважна більшість моделей базується на припущенні, що доходність є випадковим блуканням або мартингалом [17]. Оскільки ж мартингал – це узагальнена модель випадкового блукання, то надалі будемо розглядати лише мартингали.

Необхідно дослідити, в якій мірі індекс ПФТС є мартингалом. Результати цього дослідження будуть слугувати безпосередньою оцінкою міри ефективності українського фондового ринку. Для цього було використано вид статистичних тестів під назвою тестів співвідношення дисперсій.

Співвідношення дисперсій стохастичного процесу X_t визначається формулою

$$VR(q) = \frac{\sigma^2(q)}{\sigma^2(1)},$$

де q – затримка; $\sigma^2(q)$ – дисперсія $X_t - X_{t-q}$, поділена на q ; $\sigma^2(1)$ – дисперсія $X_t - X_{t-1}$.

Якщо стохастичний процес X_t є мартингалом, то співвідношення дисперсій $VR(q)$ має дорівнювати одиниці для будь-якого значення q , оскільки дисперсія мартингалу пропорційна

пройдену часу. З 1988 р., коли вперше було розроблено статистичний тест співвідношення дисперсій Ло–Макінлі [18], створено чимало статистичних тестів цього виду. У нашому дослідженні використано вісім різних тестів. В них нульова гіпотеза однакова – $VR(q)$ дорівнює одиниці. Частина тестів перевіряє лише одне значення $VR(q)$, що відповідає одному значенню q , інші тести перевіряють одразу кілька $VR(q)$, чи хоча б одне значення із множини $q \in Q$ не дорівнює одиниці.

У табл. 3 наведено отримані результати застосування тестів співвідношення дисперсій. Всі вісім тестів відхилили нульову гіпотезу, оскільки індекс ПФТС є мартингалом. Це однозначно вказує на те, що український фондовий ринок не є ефективним і хоча б частково прогнозованим, тому на ринку залишаються арбітражні можливості [4] і можливості безризикового заробітку. Отже, система управління

фінансово-інвестиційною діяльністю має обов'язково враховувати і використовувати наявність арбітражних можливостей.

Аналіз періодичних процесів у доходності.

Аналітики фондового ринку часто наголошують на циклічності розвитку фондового ринку, що підкріплено теорією про бізнес-цикли [24]. Для виявлення циклічних процесів було побудовано періодограму, яка є графіком спектральної щільності [25]. Якщо в статистичному процесі є циклічні процеси, то це відобразиться на графіку спектральної щільності в домінуванні відповідної частоти. З рис. 7 видно, що спектральна щільність доходності індексу ПФТС без згладжування – дуже зашумлений сигнал, і тому прийнято рішення згладжувати трьома різними методами. Всі три методи дали схожі результати, які полягають в тому, що жодна з частот не виділяється серед загального шуму та інших частот.

Таблиця 3. Результати статистичних тестів, які визначають, чи є доходність мартингалом

Тест	Статистика	Критичні значення	Нульова гіпотеза
Ло–Макінлі [18]	M1_2 = -2,893 M1_5 = 1,709 M1_10 = 4,06 M2_2 = -1,64 M2_5 = 1,02 M2_10 = 2,52	1,96 (95 %) 2,58 (99 %)	Відхилена
Чена–Део [19]	VR = 0,04276 QP=19,368	7,814728 (95 %) 11,344867 (99 %)	Відхилена
Чоу–Деннінга [20]	CD1 = 4,06 CD2 = 2,52	2,387738 (95 %) 2,934161 (99 %)	Відхилена
Уолда [21]	52,345	7,814728 (95 %) 11,344867 (99 %)	Відхилена
Райта [22]	R1_1=0,7773792 R1_5 = 5,3798167 R1_10 = 8,2405565 R2_1 = -0,3941839 R2_5 = 4,3630441 R2_10 = 7,2282635 S1_1 = 2,083245 S1_5 = 5,372825 S1_10 = 7,929889	-2,47 (0,5 %) -1,91 (2,5 %) 1,99 (97,5 %) 2,60 (99,5 %)	Відхилена
Об'єднаний тест Райта [22]	JR1 = 8,2 JR2 = 7,23 JS1 = 7,94	1,96 (95 %) 2,54 (99 %)	Відхилена
Андрюса–Плобергера [23]	LM = 5,841029 LR = 4,983101	1,96 (95 %) 2,54 (99 %)	Відхилена

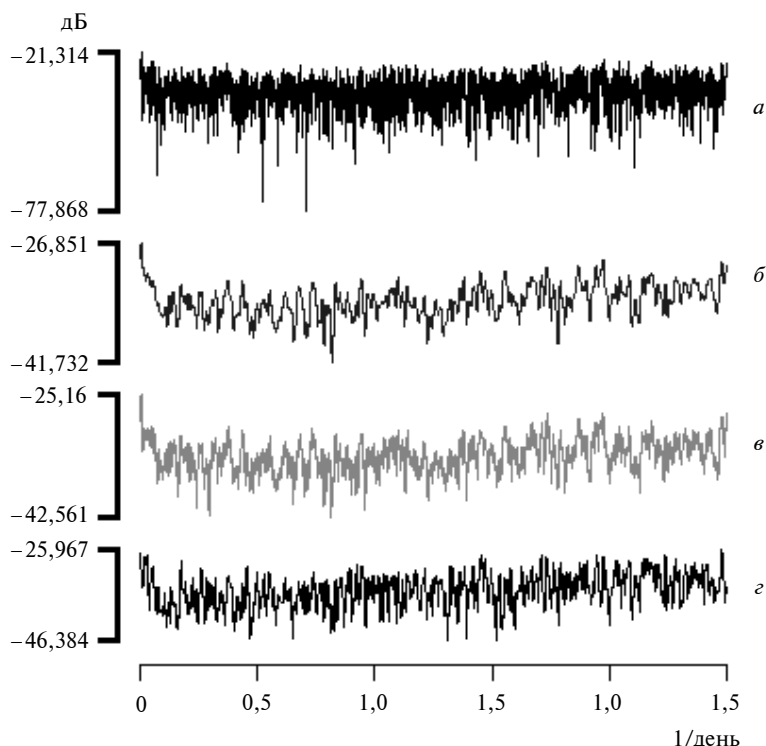


Рис. 7. Періодограма доходності на ринку ПФТС: *a* – без згладжування (direct); *b* – згладжування усередненням плаваючих сегментів, що перетинаються WOSA (windowed, overlapped segmented average); *c* – згладжування Multitaper; *d* – згладжування з вікном затримки (lag window)

Проведені дослідження свідчать про відсутність періодичних процесів у доходності ПФТС. Тому не доцільно використовувати моделі із сезонними ефектами, такі, як Seasonal ARIMA [25] та перетворення Фур'є. Крім того, теорія бізнес-циклів більше підходить для опису макроекономічних процесів, а на фондовому ринку її використання практично недоцільне.

Аналіз волатильності фондового ринку України. Волатильність (volatility) є інтегральною мірою ризиків. Волатильність може вимірюватися різними статистичними величинами, зокрема дисперсією, стандартним відхиленням, середнім абсолютним відхиленням тощо. Вона не піддається спостереженню – в тому розумінні, що її неможливо точно виміряти. Спочатку волатильність необхідно оцінити і тільки потім можна оцінювати адекватність математичних моделей волатильності.

Щоб поррахувати волатильність, необхідно ввести додаткові припущення. Залежно від введених припущень оцінка волатильності буде різною, що обов'язково позначиться на оцінці адекватності моделей. Найбільш поширеними

серед науковців є два методи оцінки волатильності, які дістали власні назви: історична волатильність та власна волатильність.

Власна волатильність розраховується з цін опціонів. Вона базується на припущенні, що модель оцінки опціонів Блека–Шоулза [6] є вірною. В цьому випадку вартість опціонів є функцією від поточної ціни фінансового інструменту, безризикової ставки доходності та волатильності. Якщо ціна опціону відома, то можна побудувати обернену функцію для знаходження волатильності. Така оцінка волатильності називається власною волатильністю. Але на українському ринку нема опціонів на індекс ПФТС, тому для застосування цього методу нема й вхідних даних.

Історичний метод полягає у прямій оцінці дисперсії з використанням стандартної формули для дисперсії вибірки [4]:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (r_i - \mu)^2,$$

де σ^2 – дисперсія; n – кількість спостережень; μ – математичне сподівання; r_i – i -е спостереження доходності. В цьому дослідженні ми маємо справу з денною доходністю ПФТС, але щоб оцінити денну історичну волатильність, необхідно мати значення доходності протягом кожного дня. Більше того, щоб отримати надійну оцінку волатильності таких значень, має бути їх кількості для кожного дня. На жаль, таких даних ПФТС не надає – маємо лише денну доходність, а розмір вибірки становить 2840 спостережень.

Маючи денну доходність, можна оцінити лише тижневу або місячну волатильність і то не досить точно, тому що проводиться лише по 5 і 22 спостережень відповідно на інтервал. Тому автори прийняли рішення розглядати відразу три історичні волатильності: п'ятиденну, десятиденну і тридцятиденну. П'ятиденна є найменш точною оцінкою абсолютного значення волатильності, але має найбільш довгий часовий ряд (568 спостережень). Тридцятиденна волатильність дає більш точну оцінку, але часовий ряд має лише 82 спостереження.

На рис. 8 зображено результати розрахунку історичної волатильності індексу ПФТС, отримані авторами для 5-денного, 10-денного та 30-денного проміжків часу. З рисунка видно, що волатильність – це не константа, а випадкова величина, яка потребує окремого додаткового моделювання, для чого автори пропонують використовувати моделі виду GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) [26], які спеціально розроблені для моделювання волатильності і потребують для цього тільки часового ряду доходності.

Аналіз волатильності із застосуванням автокореляційних функцій. З метою виявлення довгострокової пам'яті у волатильності ПФТС було використано АКФ і ЧАКФ. Автокореляційна функція і частково автокореляційна функція волатильності індексу ПФТС, отримані авторами, наведені на рис. 9 і 10, відповідно.

З рис. 9 видно, що АКФ волатильності ПФТС відрізняється від статистичного нуля щонайменше протягом ста сімдесяти затримок. Те ж саме спостерігається і у випадку ЧАКФ. З рис. 10 видно, що ЧАКФ не дорівнює нулю для 5-денної волатильності – 25 затримок; для 30-денної волатильності – 200 затримок.

Отже, можна зробити певні висновки, зокрема, що волатильність ПФТС – це процес з довгостроковою пам'яттю, а характер зміни абсолютного значення довгострокової пам'яті залежить від терміну визначення волатильності. В цьому випадку необхідно використовувати статистичні моделі, які мають враховувати довгострокову пам'ять і які здатні працювати в таких умовах, наприклад, FIGARCH (Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) [27].

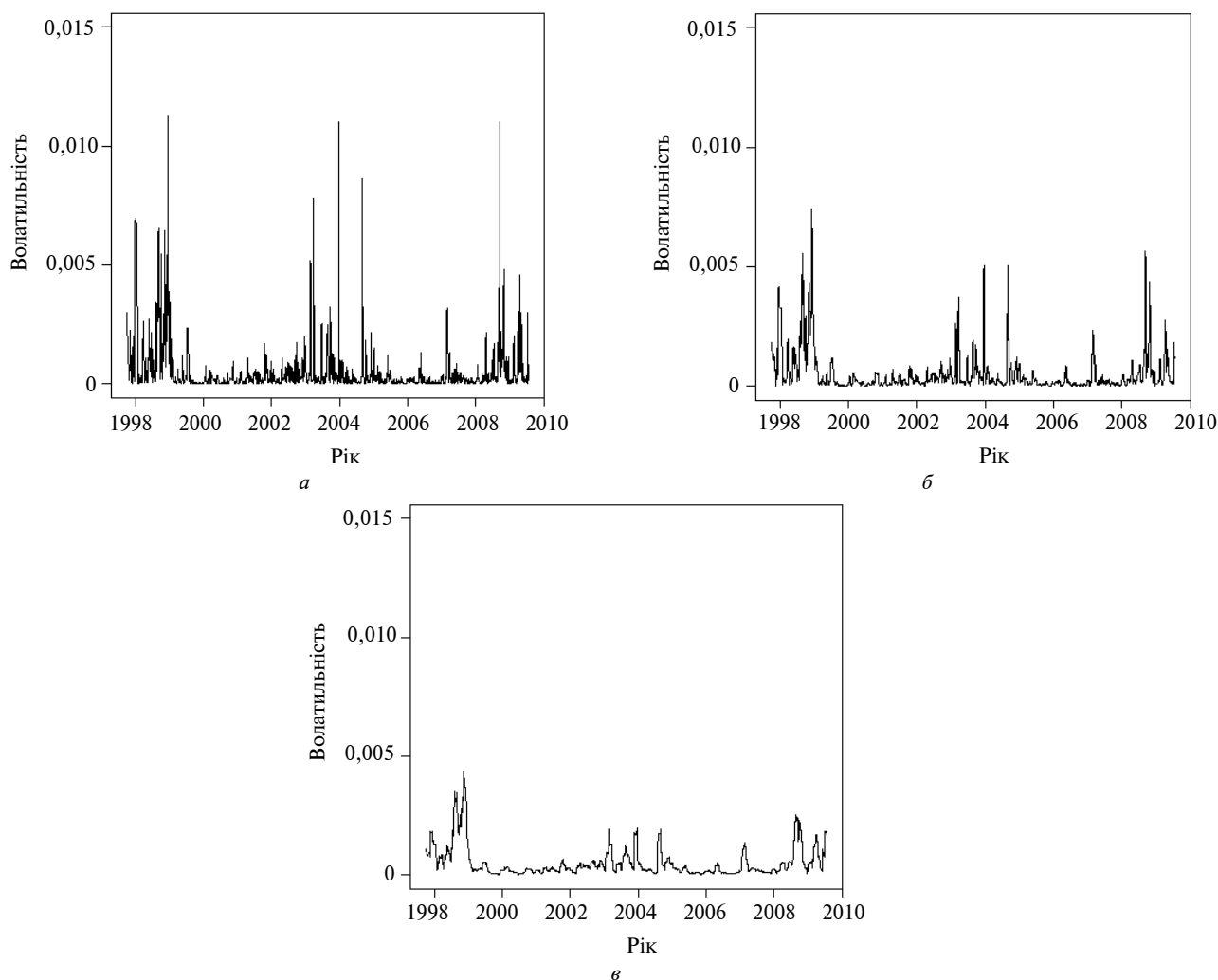


Рис. 8. Історична волатильність індексу ПФТС: *а* – 5-денна волатильність; *б* – 10-денна волатильність; *в* – 30-денна волатильність

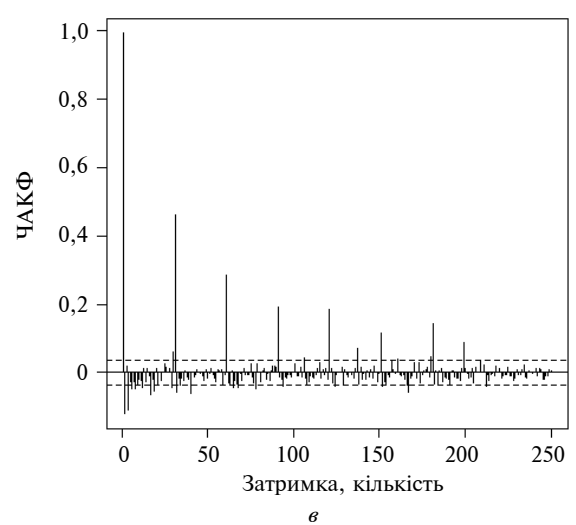
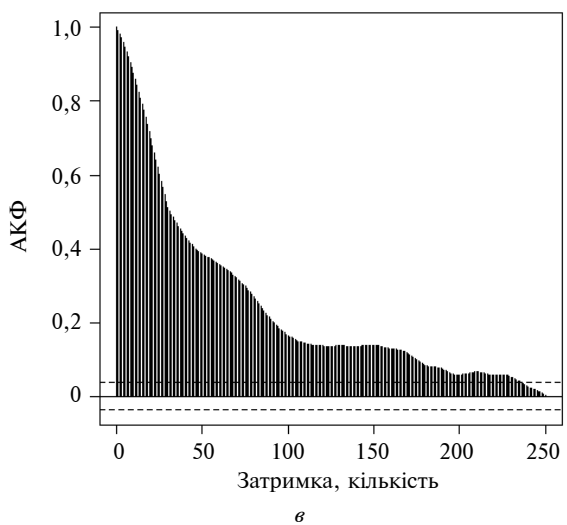
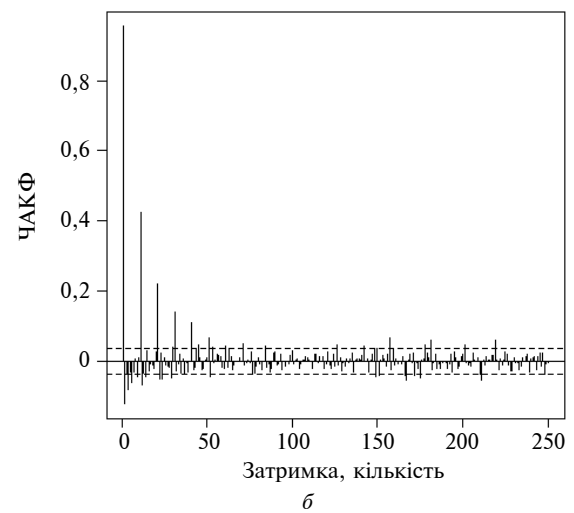
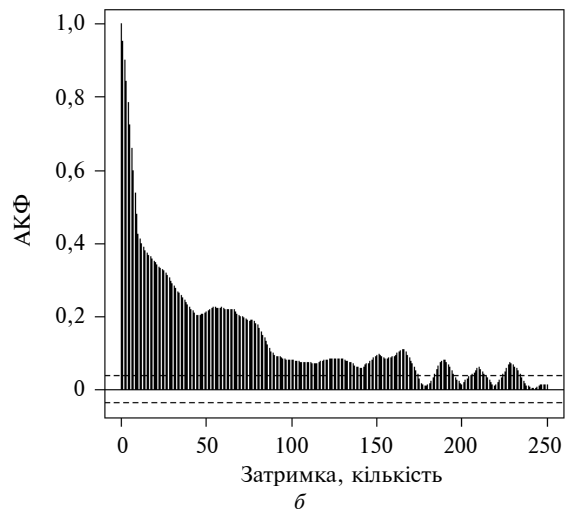
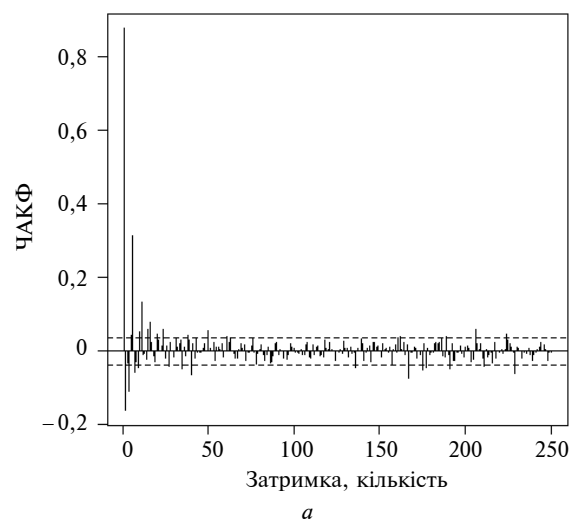
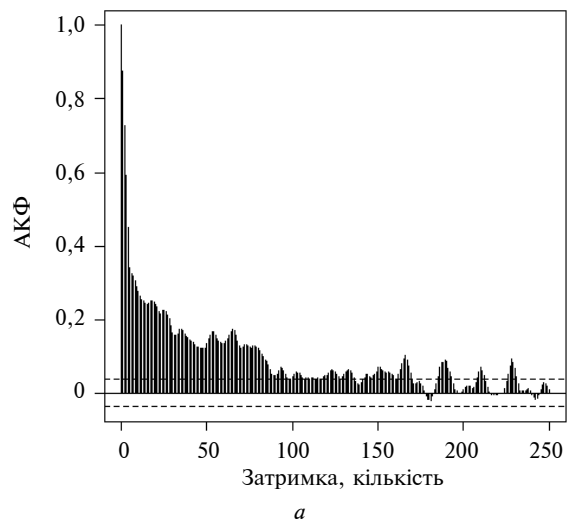


Рис. 9. АКФ волатильності індексу ПФТС: *a* – 5-денна волатильність; *б* – 10-денна волатильність; *в* – 30-денна волатильність

Рис. 10. ЧАКФ волатильності індексу ПФТС: *a* – 5-денна волатильність; *б* – 10-денна волатильність; *в* – 30-денна волатильність

Аналіз щільності розподілу волатильності.

Класичні методи моделювання базуються на припущенні, що волатильність є константа або випадкова величина з логарифмічно нормальним розподілом. Припущення щодо константи досліджувалось вище. Далі проаналізуємо моделі волатильності з припущенням логарифмічно нормального розподілу щільності ймовірності.

Результати оцінки розподілу волатильності індексу ПФТС за допомогою ядерного оцінювача щільності ймовірності KDE (Kernel Density Estimator), отриманих авторами, зображені на рис. 11. З рисунка видно, що щільність ймовірності за формою нагадує логарифмічно нормальний розподіл, але його спотворюють численні моди.

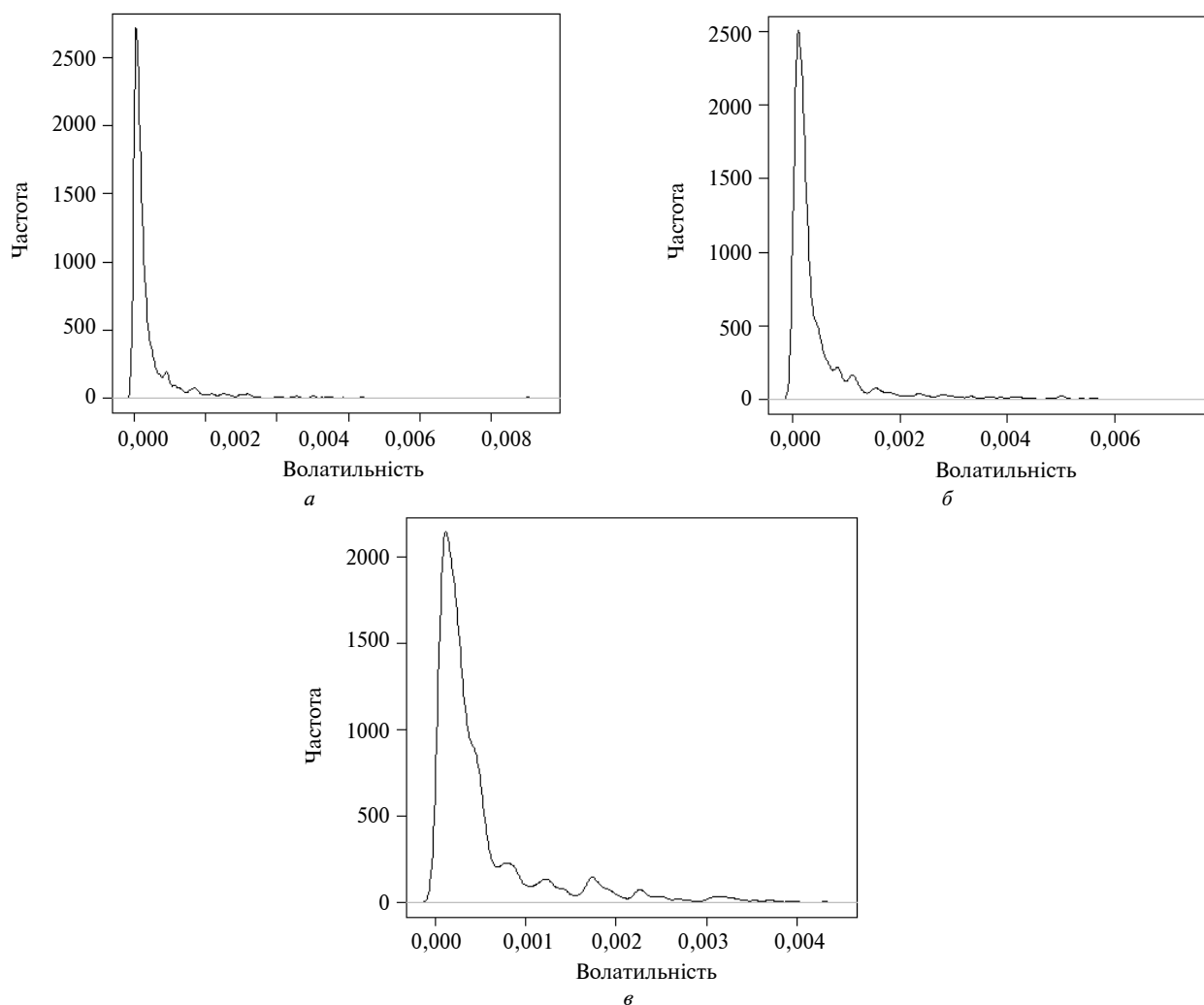


Рис. 11. Оцінена функція щільності ймовірності волатильності: а – 5-денна волатильність; б – 10-денна волатильність; в – 30-денна волатильність

Таблиця 4. Результати впливу статистичних тестів на логарифмічно нормальну функцію щільності ймовірності волатильності

Тест	5-денна волатильність		10-денна волатильність		30-денна волатильність	
	Статистика	Значення	Статистика	Значення	Статистика	Значення
Колмогорова–Смірнова	1	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$	1	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$	1	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$
Шаліро–Вілка	0,993	$2,064 \cdot 10^{-10}$	0,9932	$3,078 \cdot 10^{-10}$	0,9868	$1,743 \cdot 10^{-15}$
Жарка–Бера	89,5372	менше $2,2 \cdot 10^{-16}$	12,5041	0,001926	51,1432	$7,842 \cdot 10^{-12}$
Д'Августіно	52,7898	$3,442 \cdot 10^{-12}$	12,4083	0,002021	58,5353	$1,946 \cdot 10^{-13}$

Провести статистичний тест на відповідність логарифмічно нормальному розподілу досить легко: логарифм випадкової величини, що має логарифмічно нормальний розподіл, розподілений за нормальним законом. Тому достатньо реалізувати лише тести для нормального розподілу. Для цього ми задіяли ті ж самі тести, що й для аналізу щільності розподілу доходності (с. 56) — Колмогорова—Смірнова, Шапіро—Вілкса [11], Жарка—Бера [12], д'Августіно [13].

Результати тестування наведено в табл. 4. Всі чотири тести для будь-яких термінів визначення волатильності відхилили гіпотезу про логарифмічно нормальний статистичний розподіл.

Отже, можна зробити висновок, що волатильність індексу ПФТС має статистичний розподіл, відмінний від логарифмічно нормального, а це значно ускладнює моделювання процесів на фондовому ринку України.

Висновки

У даній статті вперше пропонується і досліджується реалізація компонента стратегічного планування в системі управління фінансово-інвестиційною діяльністю.

Визначаються відмінності українського фондового ринку порівняно із світовими фондовими ринками.

Стверджується, що волатильність має близькі до доходності властивості: довгострокову пам'ять, ненормальний розподіл з товстими хвостами. Це свідчить, що волатильність і доходність — зв'язані величини.

Тому автори пропонують використовувати моделі, що одночасно моделюють доходність і волатильність. Таким класом моделей є GARCH [26], але щоб виявити довгострокову пам'ять і ненормальний статистичний розподіл, рекомендується використовувати вдосконалені моделі класу GARCH, наприклад мультифрактальну модель з марковським перемиканням режимів, що вперше була запропонована Калветом і Фішером [15, 16].

Аналіз можливостей застосування загальноживаних моделей, розроблених для розвинутих ринків, на українському фондовому ринку показав, що основні характеристики — доходність і волатильність, мають такі статистичні властивості.

Доходність:

- автокореляційна функція доходності зменшується не експоненціально, а гіперболічно,

що призводить до нескінченної суми автокореляції;

- за результатами статистичного тестування встановлено, що доходність на ринку розподілена не за нормальним законом, а функція щільності ймовірності має товсті хвости, що може призводити до нескінченної дисперсії;

- наявність довгострокової пам'яті доходності ПФТС, що підтверджено експонентою Херста, АКФ і ЧАКФ;

- порядок дострокової пам'яті змінюється з часом;

- завдяки періодограмам встановлена відсутність періодичних процесів у доходності ПФТС;

- на основі статистичного тестування співвідношення дисперсій встановлено, що індекс ПФТС не є випадковим блуканням чи мартингалом, а це однозначно вказує на те, що український фондовий ринок не є ефективним і хоча б частково прогнозованим.

Волатильність:

- встановлено, що волатильність ПФТС є не константою, а випадковим процесом;

- волатильність ПФТС має довгострокову пам'ять, що підтверджено автокореляційною та частково автокореляційною функціями;

- функція щільності ймовірності волатильності має щільність розподілу, відмінну від логарифмічно нормального.

Розглянуті статистичні моделі і результати їх аналізу покладено в основу створення компонента стратегічного планування.

Компонент стратегічного планування відповідає за вибір оптимального набору інструментів серед доступних реалізацій компонентів, визначає доцільність застосування реалізації того чи іншого компонента для діючих ринкових умов різних фондових бірж.

Компонент стратегічного планування дає можливість оцінити перспективність запуску системи на новому ринку і в разі невідповідності забезпечує пошук шляхів адаптації системи до нових ринкових умов. Він відповідає не тільки за аналіз на початкових етапах запуску системи на новому ринку, а й за подальшу стратегію поведінки та експлуатації системи як на короткотермінову, так і на довготермінову перспективу.

Компонент оцінює діяльність системи на ринку, а також приймає рішення про згортання системи в разі різкої зміни ринкових умов і відсутності необхідних реалізацій компонентів

системи компонентів, що можуть ефективно працювати в нових умовах.

Спираючись на отримані результати, можна зробити висновок, що процеси зміни основних показників на фондовому ринку України

мають складний характер. Адекватне моделювання цих процесів потребує застосування спеціальних статистичних моделей та значних обчислювальних ресурсів.

П.П. Маслянюк, А.В. Рябушенко

СОЗДАНИЕ КОМПОНЕНТ СТРАТЕГИЧЕСКОГО ПЛАНИРОВАНИЯ СИСТЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ ФИНАНСОВО-ИНВЕСТИЦИОННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТЬЮ

Предложено усовершенствовать систему управления финансово-инвестиционной деятельностью введением нового компонента, который отвечает за стратегическое планирование деятельности на фондовом рынке. На базе данных, полученной для Первой фондовой торговой системы, исследуются функциональные возможности компонента стратегического планирования. Выявлены особенности украинского фондового рынка в сравнении с Нью-Йоркской фондовой биржей. Даются рекомендации целесообразности использования разных типов математических моделей статистического анализа характеристик фондового рынка.

P.P. Maslyanko, A.V. Riabushenko

ON CREATING A STRATEGIC PLANNING COMPONENT OF FINANCIAL INVESTMENT CONTROL SYSTEM

In this paper, we introduce a new component of strategic planning to enhance the financial investment control system in the stock market. We also study the functional possibilities of the strategic planning component based on the database of the first Ukrainian stock exchange. In fact, we outline the features of the Ukrainian stock exchange as compared to New-York stock exchange and give some recommendations on suitability of statistical models of the Ukrainian stock exchange characteristics.

1. Маслянюк П.П., Рябушенко А.В. Компонентна модель інформаційно-аналітичної системи і генетичний алгоритм формування оптимального портфеля акцій систем // Наукові вісті НТУУ "КПІ". – 2009. – № 1. – С. 36–46.
2. Маслянюк П.П., Рябушенко А.В. Підсистема управління ризиками фінансово-інвестиційної діяльності // Вісник Східноукраїнського нац. ун-ту ім. Володимира Даля. – 2009. – № 1(131), ч. 2. – С. 370–378.
3. Маслянюк П.П., Рябушенко А.В. Компонентна модель системи управління фінансово-інвестиційною діяльністю // Прикладна математика та комп'ютинг. – 2009. – С. 50–54.
4. Hull J. Options, Futures and Other Derivatives. – Prentice Hall, 2005. – 815 p.
5. Markowitz H. Portfolio Selection // J. of Finance. – 1952. – N 7. – P. 77–91.
6. Black F., Scholes M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities // J. of political economy. – 1973. – N 3. – P. 637–654.
7. Brockwell P.J., Davis R.A. Time Series: Theory and Methods, Second Edition. – Springer, 1991. – 577 p.
8. Granger C.W., Joyeux R. An introduction to long memory time series models and fractional differencing // J. of Time Series Analysis. – 1980. – N 1. – P. 15–39.
9. Hosking J.R. Fractional differencing // Biometrika. – 1981. – N 68. – P. 165–176.
10. Rosenblatt F. Remarks on some nonparametric estimates of a density function // Annals of Mathematical Statistics. – 1956. – N 27. – P. 832–837.
11. Shapiro S.S., Wilk M.B. An analysis of variance test for normality (complete samples) // Biometrika. – 1965. – 52. – N 3/4. – P. 591–611.
12. Jarque C.M., Bera A.K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals // Economics Letters. – 1980. – N 6(3). – P. 255–259.
13. D'Agostino P.B., Belanger A., D'Agostino R.B. A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality // The American Statistician. – 1990. – 44. – N 4. – P. 316–321.
14. Mandelbrot B. The Fractal Geometry of Nature. – W.H. Freeman and Company. 1977. – 495 p.
15. Calvet L., Fisher A. Forecasting multifractal volatility // J. of Econometrics. – 2001. – N 44. – P. 27–58.

16. *Lux T., Kaizoji T.* Forecasting volatility and volume in the Tokyo Stock Market: Long Memory, Fractality and Regime switching // *J. of Economic Dynamics and Control*, Elsevier. – 2007. – N 31(6). – P. 1808–1843.
17. *Revuz D., Yor M.* Continuous martingales and Brownian motion. – Springer, 1999. – 602 p.
18. *Lo A.W., MacKinlay A.C.* Stock market prices do not follow random walks evidence from a simple specification test // *Review of financial studies*. – 1988. – N 1. – P. 41–66.
19. *Chen W.W., Deo R.S.* The Variance Ratio Statistic at Large Horizons // *Econometric Theory*. – 2006. – N 22. – P. 206–234.
20. *Chow K.V., Denning K.C.* A Simple Multiple Variance Ratio Test // *J. of Econometrics*. – 1993. – N 58. – P. 385–401.
21. *Richardson M., Smith T.* Tests of Financial Models in the Presence of Overlapping Observations // *The Review Financial Studies*. – 1991. – N 4. – P. 227–254.
22. *Wright J.H.* Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs // *J. of Business & Economic Statistics*. – 2000. – N 18. – P. 1–9.
23. *Andrews D.W., Ploberger W.* Testing for Serial Correlation against an ARMA(1, 1) Process // *J. of the American Statistical Association*. – 1996. – N 435(91). – P. 1331–1342.
24. *Cooley T.F.* Frontiers of business cycle research. – Princeton University Press, 1995. – 419 p.
25. *Box G., Jenkins G., Reinsel G.* Time series analysis and control, fourth edition. – Wiley, 1976.
26. *Bollerslev T.* Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // *J. of Econometrics*. – 1986. – N 31. – P. 307–327.
27. *Baillie R.T., Bollerslev T., Mikkelsen H.O.* Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity // *Ibid.* – 1996. – N 74. – P. 3–30.

Рекомендована Радою
факультету прикладної математики
НТУУ “КПІ”

Надійшла до редакції
15 липня 2009 року